

Le marché de l'or et les bulles rationnelles The gold market and rational bubbles

Philippe Ithurbide

Volume 63, numéro 4, décembre 1987

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601426ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601426ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Ithurbide, P. (1987). Le marché de l'or et les bulles rationnelles. *L'Actualité économique*, 63(4), 331–356. <https://doi.org/10.7202/601426ar>

Résumé de l'article

Une des raisons avancées pour expliquer l'évolution du cours de l'once d'or au début de 1980 est que le marché de l'or aurait connu ce qu'il est convenu d'appeler une « bulle rationnelle ». Cet article a pour objet de vérifier ce point de vue. Après avoir rappelé le contenu théorique de ce concept, ainsi que les conditions d'apparition d'un tel phénomène, le développement d'un modèle permet de préciser, non seulement la composante fondamentale du cours de l'or, mais également sa composante correspondante, d'une part à une bulle déterministe, et d'autre part à une bulle stochastique. Une forme réduite de ce modèle est ensuite testée (à l'aide de cotations journalières) : les résultats montrent de façon non ambiguë que la période allant du 7 décembre 1979 au 20 janvier 1980 doit être considérée comme une période atypique : rupture significative (sur un plan statistique) de tendance, inefficience du marché de l'or, opportunités anormales de profit... Toutes ces conclusions tendent à confirmer la présence effective d'une bulle rationnelle stochastique au cours de cette période.

LE MARCHÉ DE L'OR ET LES BULLES RATIONNELLES

Philippe ITHURBIDE

L.A.R.E. Université de Bordeaux I

Une des raisons avancées pour expliquer l'évolution du cours de l'once d'or au début de 1980 est que le marché de l'or aurait connu ce qu'il est convenu d'appeler une « bulle rationnelle ». Cet article a pour objet de vérifier ce point de vue. Après avoir rappelé le contenu théorique de ce concept, ainsi que les conditions d'apparition d'un tel phénomène, le développement d'un modèle permet de préciser, non seulement la composante fondamentale du cours de l'or, mais également sa composante correspondante, d'une part à une bulle déterministe, et d'autre part à une bulle stochastique. Une forme réduite de ce modèle est ensuite testée (à l'aide de cotations journalières) : les résultats montrent de façon non ambiguë que la période allant du 7 décembre 1979 au 20 janvier 1980 doit être considérée comme une période atypique : rupture significative (sur un plan statistique) de tendance, inefficience du marché de l'or, opportunités anormales de profit... Toutes ces conclusions tendent à confirmer la présence effective d'une bulle rationnelle stochastique au cours de cette période.

The gold market and rational bubbles. — The purpose of this paper is to verify the existence of a rational bubble in the gold market during the beginning of 1980. After exposing the theoretical framework of this concept and its condition of appearance, a simple model of determination of the price of gold is proposed ; this model emphasizes two components : a fundamental component and another one which represents a deterministic bubble and a stochastic bubble. A reduced form of this model is then tested ; the results (inefficiency of the market during this period, significative break of the trend, existence of anormal opportunities of return) confirm the presence of a rational stochastic bubble from december 7th, 1979, to january 20th, 1980.

INTRODUCTION

Une des raisons avancées pour expliquer l'évolution du cours de l'or durant la période allant de 1979 à 1980 est que le déclin de l'offre physique de lingots dû à la cessation des ventes aux enchères du Trésor américain à la mi-79 et à la réduction des ventes de l'U.R.S.S. ont provoqué une pénurie du côté de l'offre. En outre, ceci a coïncidé avec une possibilité plus grande d'investir en

L'auteur tient à remercier vivement Monsieur Yannick Marquet, professeur à l'Université de Bordeaux I, dont les nombreux commentaires ont permis d'améliorer sensiblement ce texte, ainsi que Messieurs J.F. Larribau et G. Denis, professeurs à l'Université de Pau. Les erreurs ou lacunes pouvant subsister lui sont toutefois entièrement imputables.

or au Royaume-Uni et au Japon, notamment, d'où un accroissement de la demande. Une explication de plus en plus répandue est que, en fait, le marché de l'or aurait connu, de la fin 1979 au début de l'année 1980, une « bulle » (*price bubble*), phénomène dans lequel le rôle majeur est laissé aux anticipations. Le concept de bulle semble apparaître pour la première fois à Londres en juillet 1720 lorsqu'un décret (le Bubble Act) visant à combattre la spéculation excessive portant sur les actions de la South Sea Company fut mis en vigueur. Les effets de cette forte spéculation, qui débutera à Londres en 1719 (South Sea Bubble) et à Paris en 1720 (Mississippi Bubble) se propagèrent rapidement (en Hollande, en Italie du Nord et à Hambourg (cf. C.P. Kindleberger (1978), pp. 42 et 120-122) et fit d'elle ce qu'Akerman considère comme étant la première crise financière internationale (J. Akerman (1957), p. 247).

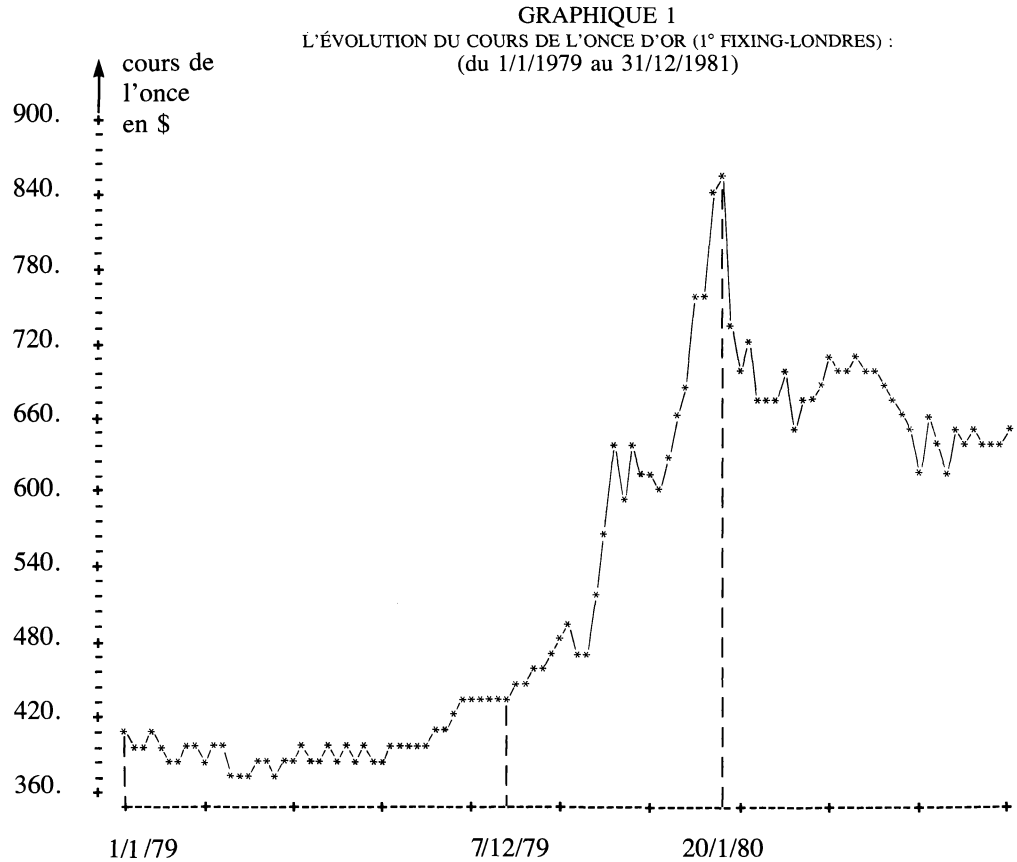
Cette notion de bulle trouve son origine dans les travaux d'I. Fisher (1920) à propos de l'or, puis de E.F. Fama (1965) et de P.A. Samuelson (1967). Ce dernier, en étudiant la « folie des tulipes hollandaises » (*tulip mania*) entre 1635 et 1637, note que les agents, estimant que les prix allaient augmenter d'un certain pourcentage, ont agi en fonction de ces anticipations de telle sorte que, in fine, les prix se sont réellement accrus à ce taux.

L'argument sous-jacent s'inspire du fait qu'au cours de cette période, il semble que l'évolution du cours ait été complètement déconnectée du sentier déterminée par les facteurs d'offre et de demande habituels (i.e. les « fondamentaux »). Ce genre d'explication est également avancé, avec plus ou moins de succès, concernant l'évolution des taux de change, et notamment du dollar (Dornbusch (1982), Woo (1984), West (1984, 1986), Frankel et Froot (1986), Evans (1986), Meese (1986), Borensztein (1987)...).

Si l'on observe le graphique 1, qui retrace les mouvements du cours de l'once de métal jaune de 1979 à 1981, on comprend pourquoi il est fait allusion à la présence d'une bulle : en effet, en l'espace de quelques jours, ce cours est passé de 450 à 850 dollars, sans que cela soit justifié, a priori, par les fondamentaux du marché.

À ce propos, le choix du marché de l'or pour déceler de tels phénomènes n'est pas totalement neutre : plus il est difficile de déterminer avec précision l'ensemble des fondamentaux d'un cours, et plus il semble probable que des bulles puissent apparaître sur ce marché (C.J. Blanchard et M.W. Watson (1984)). Le métal jaune correspond donc tout à fait à ce critère dans la mesure où il est ardu de séparer distinctement les facteurs d'offre et de demande industrielle de la demande spéculative, cette dernière étant particulièrement instable et susceptible d'être à l'origine de la bulle, ou du moins de la formidable explosion du cours de l'or qui eut lieu en 1980.

L'objet de cet article est de tenter de préciser les causes qui ont entraîné ce phénomène ; en d'autres termes, doit-on conclure que l'évolution du cours de l'or est due à une modification de ses déterminants, ou faut-il y voir l'influence de phénomènes spéculatifs n'ayant rien de commun avec la tendance « normale », et de ce fait accepter l'existence d'une bulle rationnelle ?



I- LES BULLES RATIONNELLES : RAPPELS THÉORIQUES

Taylor (1977) et Blanchard (1979) montrent que ce sont les anticipations qui mènent à des bulles, qu'elles soient rationnelles ou non. Ainsi que le notent Blanchard et Watson (1984), les économistes et les financiers n'ont pas toujours une vision identique concernant ce qui détermine la valeur des actifs financiers. Pour les premiers, celle-ci est donnée par les déterminants fondamentaux de l'actif. En d'autres termes, c'est l'information concernant les rendements (présents ou futurs) qui prime ; le marché sera dès lors « irrationnel » dès qu'il y aura un écart entre la valeur fondamentale et le prix de l'actif. Pour leur part, les financiers considèrent que la psychologie de groupe peut être à l'origine d'importants mouvements de prix et que des événements sans rapport direct avec les rendements peuvent affecter la valeur d'un actif, idée que confirmait le marché de l'or durant la période à laquelle nous venons de faire allusion.

Il convient cependant de préciser que tout écart entre les « fondamentaux » et le prix de l'actif ne peut être considéré comme étant une bulle. Derrière ce concept réside l'idée que *cet écart n'est pas suivi de manière automatique d'un retour à un nouvel équilibre correspondant aux fondamentaux du marché*. En fait, *ne peut être considéré comme bulle qu'un écart cumulatif par rapport au sentier temporel déterminé par les fondamentaux* (Blanchard (1979), Flood et Garber (1980), Dornbusch (1982), Broze, Gouriéroux et Szafarz (1986)...) ¹.

Il convient ici de bien faire la distinction entre les modèles de bulles à la Samuelson (1958) avec les modèles de bulles à la Samuelson (1967), Blanchard (1979) et Flood et Garber (1980). En effet, dans la lignée des modèles à la Samuelson (1958), on conclut que le paradoxe de la monnaie est que celle-ci a une valeur positive en dépit du fait qu'elle est sans « utilité », c'est-à-dire que sa fondamentale, en d'autres termes son coût de production, est nulle : il y a de ce fait une bulle sur la monnaie si l'on définit la bulle comme étant la différence entre le prix de marché (la valeur faciale d'une pièce ou d'un billet) et la valeur fondamentale ou coût de production.

Cet écart ne fait référence, ni à l'existence d'écarts cumulatifs, ni, et cela nous paraît important, à un quelconque comportement spéculatif des agents ². *La théorie de la valeur ne semble donc pas appropriée pour donner une explication des bulles.*

Une des motivations empiriques d'étudier ce type de phénomène est donc que la volatilité de beaucoup de séries de prix semble difficile à expliquer uniquement en termes de mouvements de la composante fondamentale : en fait,

1. Cette définition ne vaut que pour les modèles à une équation différentielle tels que celui que nous allons spécifier plus loin. Dès qu'il y a deux équations différentielles, une bulle pourra se caractériser par un mouvement oscillatoire explosif. Pour l'analyse des bulles dans un modèle non linéaire, voir Broze, Gouriéroux et Szafarz. (1986).

2. Cet écart existe car les détenteurs de liquidité en t savent que la monnaie aura toujours, en $t+1$, $t+2$, etc., la même valeur faciale.

celle-ci n'est pas la seule composante du prix ; de nombreuses études mettent en évidence l'apparition quasi-systématique d'écarts entre la valeur des actions et leurs fondamentaux (Grossman et Shiller (1981), Leroy et Porter (1981), Shiller (1982)...): Shiller (1981) conclut que la variabilité des prix des valeurs mobilières est souvent plus élevée que la variabilité de leur composante fondamentale ; de même, Salant et Henderson (1978) utilisent un modèle, où cependant les anticipations jouent un rôle important, qui ne parvient pas à expliquer toutes les variations de la composante fondamentale du prix de l'or entre 1968 et 1978. La bulle doit donc, dans ces conditions, être considérée comme une véritable composante du prix, composante qui jouera un rôle prépondérant à certains moments. R. Solow (1974) indique quelques caractéristiques spécifiques aux marchés des ressources naturelles qui, selon lui, font que « ces marchés peuvent être assez sensibles aux surprises. Ils peuvent répondre aux chocs sur le volume des ressources correspondant à de nouveaux modes d'extraction, à des coûts de technologie très variables, ou encore à des événements politiques », d'où la présence éventuelle de bulles.

Il existe en réalité deux sortes de bulles ; la première se développe en relation avec la valeur fondamentale, tandis que la deuxième, qui intéresse plus particulièrement le marché de l'or, en est complètement indépendante. Dans cette catégorie, il faut noter qu'il y a peu de chances de voir se développer une bulle non stochastique, dans la mesure où l'écart entre les fondamentaux et la valeur de l'actif se poursuit dans ce cas de manière indéfinie. L'observation des séries de prix semble plutôt prouver que toute envolée est suivie, tôt ou tard, par un effondrement, tel qu'a pu en connaître le marché de l'or en 1980, ce qui semble éliminer la possibilité d'apparition de bulles déterministes sur des actifs financiers. Quoi qu'il en soit, la bulle est une véritable composante du cours.

Nous pouvons donc écrire :

$$P_t = CF_t + B_t \quad (1)$$

où

P_t = cours de l'once d'or en t

CF_t = composante fondamentale de l'or

B_t = bulle

Si nous considérons une bulle stochastique, nous pouvons appeler α la probabilité associée à l'effondrement de la bulle, et $(1 - \alpha)$ la probabilité associée à la continuation de celle-ci ; nous pouvons alors écrire l'équation (1) de la manière suivante (Dornbusch (1983), Frankel (1984)...):

$$CF_t = \alpha \cdot (CF_t - P_t) + (1 - \alpha) \cdot (P_{t+1} - P_t) \quad (2)$$

$CF_t - P_t$ = bulle = écart par rapport aux fondamentaux

De cette équation, on en déduit la probabilité d'effondrement de la bulle :

$$\alpha = [CF_t - (P_{t+1} - P_t)] / [(CF_t - P_t) - (P_{t+1} - P_t)] \quad (3)$$

Soit, encore :

$$(P_{t+1} - P_t) = [1/(1 - \alpha)] \cdot (CF_t) + [\alpha/(1 - \alpha)] \cdot (P_t - CF_t) \quad (4)$$

On voit donc qu'en l'absence de « crash », la variation du cours de l'once d'or dépend de trois facteurs :

- la composante fondamentale (CF_t),
- la probabilité d'effondrement de la bulle (α),
- l'écart par rapport aux fondamentaux ($P_t - CF_t$).

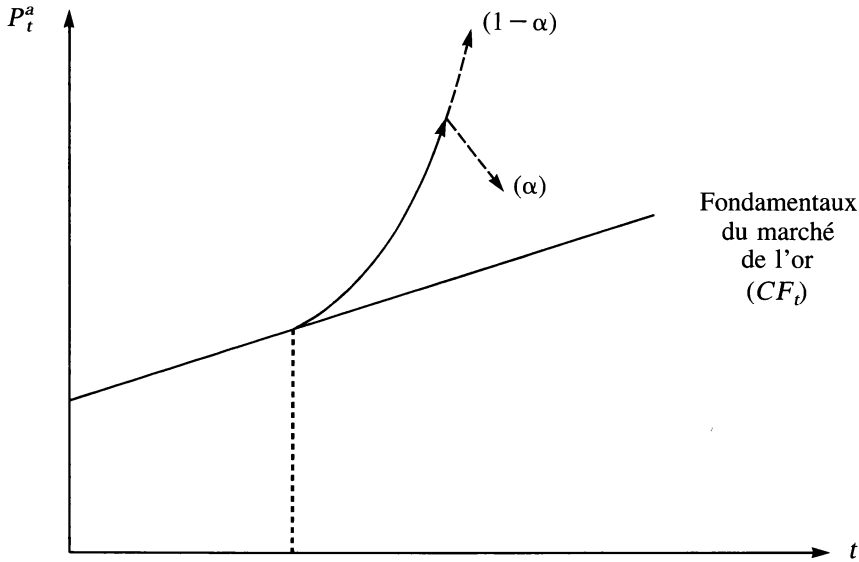
L'équation (4) indique que moins le cours de l'or reflète la réalité du marché (plus $(P_t - CF_t)$ est élevé), et plus l'écart entre le cours et les fondamentaux sera important (plus $(P_{t+1} - P_t)$ s'accroît). De même, plus la variation effective du cours de l'once est importante, et plus la probabilité (α) de voir la bulle s'effondrer devient élevée, ce qui revient à dire également que les mouvements de prix deviennent plus importants.

En conséquence, on voit que plus le cours de l'or diffère de ses fondamentaux, et plus les mouvements de prix seront élevés : *les bulles ne sont donc pas auto-correctrices*, sauf s'il y a un « crash » (c'est-à-dire un effondrement de la bulle) qui permet de revenir sur le sentier temporel des fondamentaux. En d'autres termes, *jusqu'à son effondrement, la bulle donne la possibilité d'apparition d'écarts temporaires et cumulatifs*. Ainsi que le montre le graphique 2, à chaque période, la bulle s'auto-entretient avec une probabilité $(1 - \alpha)$, ou s'effondre avec une probabilité (α).

La bulle est un *phénomène irrationnel* dans le sens où, si l'on se réfère au marché, elle n'a aucune raison d'exister. C'est également un concept théorique « pauvre » dans la mesure où ne sont expliqués, ni le point de divergence entre les fondamentaux et le cours réel de l'actif en question, ni le point de renversement des anticipations ou d'intervention extérieure. En d'autres termes, la « théorie » de la bulle n'explique, ni le point de déclenchement, ni le processus d'écèlement³. Cependant, sur le sentier temporel de la bulle, les agents conservent un *comportement rationnel* : en effet, en tout point de la bulle, et c'est pour cette raison que l'accroissement du prix, au moins en anticipation (Blanchard et Watson (1984)) est exponentiel par rapport au temps, l'opérateur comparera son espérance de gain et la perte probabilisée de capital associée à l'effondrement de la bulle. Sur le sentier temporel de la bulle, le comportement du spéculateur dépendra donc de son anticipation concernant le cours de l'or, de sa conception du cours d'équilibre correspondant aux fondamentaux, mais aussi de sa probabilité subjective de voir la bulle s'effondrer. Il maximisera le profit attendu de son opération sur le marché de l'or. Appelons $\Pi(t+1)$ le profit attendu (en $t+1$) de l'agent i sur une opération portant sur g onces d'or achetées en t . Supposons que les

3. C'est en ce sens particulier que l'approche en terme de bulle se sépare de phénomène de surréaction, l'autre raison étant que dans cette dernière théorie, il y a obligatoirement une modification de fondamentaux.

GRAPHIQUE 2
LE SENTIER TEMPOREL DE LA BULLE



P_t^a = cours de l'or anticipé ;

α = probabilité d'effondrement de la bulle ;

$1 - \alpha$ = probabilité que la bulle se poursuive ;

CF_t = cours d'équilibre correspondant aux « fondamentaux » du marché de l'or.

coûts de transaction et de détention d'or durant la période $[t, t+1]$ soit égaux à $C(g)$. Nous avons de ce fait :

$$E_t U[\Pi(t+1)] = \underbrace{E_t U[g \cdot (P_{t+1} - P_t) / P_t]}_{\text{profit attendu}} - \underbrace{C(g)}_{\text{espérance de gain}} - \underbrace{\alpha \cdot g \cdot (P_{t+1} - CF_t) / CF_t}_{\substack{\text{coût de} \\ \text{détention}}} \quad (5)$$

Tant que $E_t U[\Pi(t+1)]$ est positif, les spéculateurs jouent dans le sens du marché et anticipent une continuation de la bulle.

Dès que $E_t U[g \cdot (P_{t+1} - P_t) / P_t - C(g)] < E_t U[\alpha \cdot g \cdot (P_{t+1} - CF_t) / CF_t]$, il anticipera un effondrement de la bulle.

À un niveau plus agrégé le sentier temporel de la bulle satisfait la condition suivante :

$$E[P_{t+1} - P_t]/P_t] - C > E[\omega \cdot (P_{t+1} - CF_t)/CF_t] \quad (6)$$

où ω représente la probabilité d'effondrement de la bulle, et est égale à la moyenne des probabilités subjectives de l'ensemble des spéculateurs. La bulle s'auto-entretient tant que la relation (6) est vérifiée.

Plus il est difficile de déterminer la valeur fondamentale d'un actif, et plus il semble probable qu'il puisse y avoir de telles bulles sur ce marché. Le métal jaune correspond tout à fait à cette catégorie : la valeur fondamentale dépend, en effet, des facteurs d'offre et de demande industrielle, mais également des facteurs de demande spéculative qui sont bien plus difficiles à isoler. Les études empiriques menées jusqu'à présent ne permettent pas cependant de mettre en évidence l'existence de tels phénomènes sur ce marché. Ainsi en est-il des travaux de Blanchard et Watson (1984) et de Diba et Grossman (1984) ; ces derniers montrent que, de 1975 à 1983, le prix relatif du métal précieux correspond aux fondamentaux du marché : les mouvements du cours de l'once d'or ne sont donc pas attribuables à des bulles rationnelles. L'implication de leur analyse théorique est que si des bulles rationnelles existent, les séries de prix de l'or doivent être non stationnaires, ce que ne confirment pas leurs résultats empiriques. Cependant, toutes ces études ne tiennent pas compte du fait qu'une bulle rationnelle est par nature un phénomène momentané qui ne peut être mis en évidence dans les travaux en données mensuelles. À long terme, bien évidemment, force est de reconnaître que le prix de l'or retrace de manière assez précise ses fondamentaux ; en revanche, il est tout à fait raisonnable que de tels phénomènes puissent être repérés durant des périodes de temps très brèves, d'où la nécessité de raisonner en données quotidiennes, ce qu'aucune étude n'a fait jusqu'à présent. Pour tenter de mettre en évidence le rôle éventuel des bulles sur le marché de l'or, nous allons à présent spécifier un modèle tenant compte de la composante fondamentale du cours de l'or et de deux autres composantes : l'une déterministe et l'autre stochastique ; résolu selon la méthode de Sargent (1979), l'équation terminale sera ensuite testée économétriquement et permettra d'apporter une réponse quant à la présence ou à l'absence de bulles durant la période 1979-1980.

II- LE MODÈLE

Depuis 1975, le cours de l'once a énormément fluctué par rapport au prix des autres biens et le rendement de l'or a également beaucoup plus fluctué que le taux d'intérêt réel des autres actifs financiers, ainsi qu'en témoigne le tableau 1.

Le problème est de savoir si ces fluctuations de l'or reflètent un comportement rationnel. Si cela est le cas, il convient de montrer si elles sont attribuables aux fondamentaux ou à une bulle rationnelle. Sur un plan théorique, les conditions d'apparition d'une bulle ont été démontrées de manière stricte par J. Tirole

TABLEAU 1
INDICATEURS DE VOLATILITÉ DE PRIX, D'ACTIFS, ET DE L'OR

Janvier 1975 — mars 1983	Moyenne	Écart-type		
		minimum	moyen	maximum
1- Taux d'inflation mensuel aux États-Unis	0,61%	0,04%	0,29%	1,25%
2- Taux de variation du cours mensuel de l'once d'or à Londres	1,19%	−16,80%	8,22%	48,39%
3- Taux d'intérêt réel du papier commercial	0,17%	− 0,66%	0,39%	1,18%
4- Taux de rendement réel de la détention d'or	0,58%	−17,77%	8,13%	46,88%

SOURCE : Diba et Grossman (1984).

(1985), notamment : les agents économiques doivent avoir une durée de vie finie, tandis que l'actif de support doit être de durée de vie infinie. L'idée est simple : si un agent décide d'acheter un actif à un prix courant supérieur à la composante fondamentale, c'est parce qu'il pourra le revendre à un moment donné (d'où la nécessité d'une durée de vie de l'actif infinie) afin de réaliser un profit (d'où une durée de vie de l'agent finie). Pour en revenir à l'exemple de l'or, il pourra y avoir des bulles sur un tel marché car le flux de services généré par cet actif, c'est-à-dire la satisfaction de détention, est infinie (c'est également le cas, par exemple, des bijoux ou des tableaux et autres oeuvres d'art (cf. J. Tirole (1985)). Non seulement il pourra revendre cet actif, mais encore il aura tout intérêt à le faire et il le fera. C'est en ce sens que l'on parle de durée de vie finie : l'opération d'investissement initiale trouve toujours un dénouement. Le nouvel acquéreur aura également le même comportement ; c'est à ce niveau que se situe l'apport des modèles intertemporels à générations imbriquées (voir également sur ce point Ph. Weil (1984)). En somme, il ne pourra y avoir de bulles que si :

1° la durée de vie de l'actif est infinie ;

2° la durée de vie de l'agent est finie ou encore si de nouveaux agents arrivent sur le marché.

On sait par ailleurs qu'une autre condition d'apparition d'un tel phénomène est que le prix courant dépende positivement de son propre taux de variation anticipé. Le grand apport des anticipations rationnelles est de préciser une structure mathématique entre les mouvements du prix courant et les mouvements de prix anticipés. Puisque, sous l'hypothèse de rationalité d'anticipation, les agents ne font pas d'erreur de prévision *systématique*, la relation positive entre le cours de l'or et son taux de variation anticipé implique une relation de même sens et identique entre le cours et le taux de variation effectif. Dans ces conditions, le cours peut varier indépendamment des fondamentaux, d'où l'apparition éventuelle de bulles.

Nous considérerons que les fondamentaux du cours de l'once d'or sont le taux d'intérêt des actifs directement substituables au métal précieux (notamment les bons du trésor), le taux de change effectif du dollar américain et un indicateur du taux d'inflation mondial⁴.

Le modèle sera donc le suivant :

$$S_t = \alpha + \beta \cdot [E(S_{t+1} - S_t) / \phi_t] - \gamma \cdot r_t - \delta \cdot e_t + \epsilon \cdot p_t + u_t \quad (7)$$

où :

S_t = cours au comptant de l'once d'or

ϕ_t = quantité d'information disponible en t

E = opérateur d'anticipation (rationnelle)

r_t = taux d'intérêt sur les actifs financiers autres que l'or

e_t = taux de change effectif du dollar américain

p_t = indicateur d'inflation mondiale

u_t = composante aléatoire

Appelons ω_t la variation du cours de l'once de la période t à la période $t+1$:

$$\omega_t = S_{t+1} - S_t \quad (8)$$

Des équations (7) et (8), on déduit que :

$$\omega_t = \beta \cdot [E(\omega_{t+1} / \phi_{t+1}) - E(\omega_t / \phi_t)] - \gamma \cdot R_t - \delta \cdot E_t + \epsilon \cdot P_t + U_t \quad (9)$$

où :

$$R_t = r(t+1) - r(t)$$

$$E_t = e(t+1) - e(t)$$

$$P_t = p(t+1) - p(t)$$

$$U_t = u(t+1) - u(t)$$

L'espérance mathématique de (9) donne :

$$E(\omega_t / \phi_t) = \beta \cdot E\{[E(\omega_{t+1} / \phi_{t+1}) - E(\omega_t / \phi_t)] / \phi_t\} \\ - \gamma \cdot E(R_t / \phi_t) - \delta \cdot E(E_t / \phi_t) + \epsilon \cdot E(P_t / \phi_t) + E(U_t / \phi_t) \quad (10)$$

Or, on sait que (cf. T Sargent (1979)) :

$$E\{[E(X_{t+1} / \phi_{t+1})] / \phi_t\} = E[(X_{t+1} / \phi_{t+1}) / \phi_t] = E(X_{t+1} / \phi_t)$$

4. Un test économique sur cette spécification nous permet de confirmer l'importance de ces différentes variables économiques sur la détermination du cours de l'once d'or.

En conséquence, l'équation (10) s'écrit :

$$E(\omega_t/\phi_t) = \beta \cdot [E(\omega_{t+1}/\phi_t) - E(\omega_t/\phi_t)] \quad (11)$$

$$- \gamma \cdot E(R_t/\phi_t) - \delta \cdot E(E_t/\phi_t) + \epsilon \cdot E(P_t/\phi_t) + E(U_t/\phi_t)$$

L'équation (11) est une équation linéaire de différence du premier ordre en $E(\omega_{t+j}/\phi_t)$. On peut en effet ré-écrire l'équation (11) de la manière suivante :

$$E(\omega_{t+1}/\phi_t) = [(1+\beta)/\beta] \cdot E(\omega_t/\phi_t) + (\gamma/\beta) \cdot E(R_t/\phi_t) \quad (12)$$

$$+ (\delta/\beta) \cdot E(E_t/\phi_t) - (\epsilon/\beta) \cdot E(P_t/\phi_t) - (1/\beta) \cdot E(U_t/\phi_t)$$

L'équation (12) est de la forme suivante :

$$Y(t) = \lambda \cdot Y(t-1) + b \cdot X(t) \quad (13)$$

$$Y(t) - \lambda \cdot Y(t-1) = b \cdot X(t) \quad (14)$$

avec :

$$Y(t) = E(\omega_{t+1}/\phi_t)$$

$$Y(t-1) = E(\omega_t/\phi_t)$$

$$X(t) = \gamma \cdot E(R_t/\phi_t) + \delta \cdot E(E_t/\phi_t) - \epsilon \cdot E(P_t/\phi_t) - E(U_t/\phi_t)$$

$$b = 1/\beta$$

$$\lambda = (1+\beta)/\beta > 1$$

1. L'équation (13) admet pour solution particulière l'équation (15) ci-dessous, qui décrit le sentier temporel de Y associé au sentier temporel de X .

$$Y(t) = [b/(1-\lambda L)] \cdot X(t) \quad (15)$$

où L représente l'opérateur retard (*cf.* T Sargent (1979)).

Le coefficient λ étant supérieur à l'unité, on montre que l'équation (15) peut également s'écrire :

$$Y(t) = -b \cdot \sum_{j=0}^{\infty} (1/\lambda)^j \cdot X(t+j) \quad (16)$$

En conséquence, la solution de l'équation (11) devient :

$$E(\omega_t/\phi_t) = - (1/\beta) \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \{ [\gamma \cdot E(R_{t+j}/\phi_{t+j-1})$$

$$+ \delta \cdot E(E_{t+j}/\phi_{t+j-1}) - \epsilon \cdot E(P_{t+j}/\phi_{t+j-1})$$

$$- E(U_{t+j}/\phi_{t+j-1})] \cdot [(1+\beta/\beta)]^{(-j)} \} \quad (17)$$

soit encore :

$$\begin{aligned}
 E(\omega_t/\phi_t) = & - (1/\beta) \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \{ \lambda^{(-j)} [\gamma \cdot E(R_{t+j}/\phi_{t+j-1}) \\
 & + \delta \cdot E(E_{t+j}/\phi_{t+j-1}) - \epsilon \cdot E(P_{t+j}/\phi_{t+j-1}) \\
 & - E(U_{t+j}/\phi_{t+j-1})] \} \quad (18)
 \end{aligned}$$

L'équation (18) représente donc une solution particulière de l'équation (11). Si l'on suppose que les agents forment leurs anticipations selon l'équation (18), on substitue cette expression dans l'équation initiale (7), et l'on obtient la relation suivante :

$$\begin{aligned}
 S_t = & \alpha + \beta \cdot [- (1/\beta) \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \{ \lambda^{(-j)} \cdot [\gamma \cdot E(R_{t+j}/\phi_{t+j-1}) \\
 & + \delta \cdot E(E_{t+j}/\phi_{t+j-1}) - \epsilon \cdot E(P_{t+j}/\phi_{t+j-1}) \\
 & - E(U_{t+j}/\phi_{t+j-1})] \}] - \gamma \cdot r_t - \gamma \cdot e_t + \epsilon \cdot p_t + u_t \quad (19)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Posons } X_t = & \gamma \cdot E(R_t/\phi_{t-1}) + \delta \cdot E(E_t/\phi_{t-1}) \\
 & - \epsilon \cdot E(P_t/\phi_{t-1}) - E(U_t/\phi_{t-1})
 \end{aligned}$$

Soit, encore :

$$S_t = \underbrace{\{ \alpha - \gamma \cdot r_t - \delta \cdot e_t + \epsilon \cdot p_t + u_t - (1/\beta) \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^{(-j)} [X_{t+j}] \}}_{\text{composante « fondamentale »}} \quad (20)$$

composante « fondamentale »

De la relation (11), on peut déduire non seulement une solution particulière (20) représentant les *fondamentaux*, mais surtout une solution générale pour $S(t)$ tenant compte de tous les termes $\pi(t)$ qui satisfont la condition suivante :

$$E_t[\pi(t+1)/\phi_t] = [(1+\beta)/\beta] \cdot \pi(t) \quad (21)$$

Soit, encore :

$$E_t[\pi(t+1)/\phi_t] = [(1+\beta)/\beta] \cdot \pi(t) = 0 \quad (22)$$

L'équation (22) peut avoir une solution déterministe et une solution stochastique. (Diba-Grossman (1983))

2. Il existe une seule solution déterministe dépendant du terme π , de la valeur propre λ et d'une constante arbitraire A :

$$\pi(t) = A \cdot \lambda^t \quad (23)$$

L'équation (23), solution de (21) et partie intégrante de la solution générale de (7) pour S_t , représente donc un écart par rapport aux fondamentaux, écart que nous appellerons *bulle déterministe*.

Si la constante A est nulle, alors il ne peut pas y avoir de bulle déterministe : le cours de l'or reflète intégralement et uniquement l'état des fondamentaux du marché. Cela correspond en réalité à la majeure partie de l'évolution du cours du

métal jaune : une bulle rationnelle n'intervient qu'à certains moments bien spécifiques. En revanche, lorsque A est différent de zéro, alors le prix du métal précieux varie avec le temps (de manière exponentielle), et cela même si les fondamentaux ne sont pas modifiés.

Selon Flood et Garber (1980), cette définition de la bulle est appropriée pour au moins deux raisons :

- la première, c'est que A est arbitraire et contient elle-même des éléments anticipatifs ;
- la deuxième justification est que si A est différent de zéro, alors les agents anticipent que le cours de l'or peut varier avec le temps, même si la composante fondamentale reste constante : « puisque les économistes considèrent habituellement que les bulles sont des épisodes de mouvements explosifs de prix qui ne sont pas expliqués par les déterminants normaux (*i. e.* les fondamentaux) du prix, alors le fait que A soit différent de zéro correspond bien à une bulle » (Flood et Garber (1980)).

En réalité, il y a peu de raisons d'attacher beaucoup d'importance à la possibilité de bulles déterministes, même si cela était la préoccupation de Flood et Garber (1980), de Flood, Garber et Scott (1984) et de Borensztein (1987), notamment.

- En premier lieu, ainsi que l'ont montré Blanchard et Watson (1984), dans ce type de bulle, l'écart entre le prix et la valeur fondamentale s'accroît non seulement de façon exponentielle, mais indéfiniment. En conséquence, l'existence de bulles déterministes semble peu plausible du fait de son manque de réalisme.

- Ensuite, d'un point de vue purement théorique, ce type de bulle n'apparaît pas forcément sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles (contrairement aux bulles stochastiques) et peut être obtenu dans le cadre de modèles de prévision parfaite.

- Plus important est le fait que la composante déterministe dépend de façon cruciale des conditions initiales qui sont à l'origine de la détermination de la constante A . Ainsi que le notent fort justement Diba et Grossman ((1983), p.9), si en $t(0)$ il n'y a pas d'écart entre la valeur fondamentale et le prix, alors $A = 0$ et il n'y a pas de bulle déterministe. S'il y a une bulle en $t(n)$, il y a forcément une bulle en $t(0)$, quel que soit $n > 0$. Sans une modification non anticipée de la structure du modèle, possibilité qui semble incompatible avec le concept d'anticipations rationnelles, une telle bulle ne peut pas exister.

- En outre, on peut montrer qu'une bulle déterministe n'a aucun effet sur la variance du prix et donc ne peut en aucun cas permettre d'expliquer l'observation selon laquelle le cours d'un actif est plus variable que sa composante fondamentale.

- Enfin, ce type de bulle interdit l'éclatement, puis l'éventualité d'une reprise de la bulle, ce que ne confirme pas l'évolution d'actifs comme l'or ou encore les taux de change (Woo (1985)).

3. Plus intéressante semble donc être la solution stochastique. Il est en effet possible de satisfaire l'équation (22) à l'aide des solutions de l'équation stochastique suivante :

$$\pi(t+1) - [(1+\beta)/\beta] \cdot \pi(t) = V(t+1) \quad (24)$$

où $V(t+1)$ représente une innovation, c'est-à-dire toute information supplémentaire (liée à la composante fondamentale ou non) disponible en $t+1$. Les conditions portant sur l'innovation sont :

$$\begin{cases} E_{t+n}[V(m)] = V(m) & \text{quel que soit } t+n < m \\ E_{t+n}[V(m)] = 0 & \text{quel que soit } t+n > m \end{cases} \quad (25)$$

En d'autres termes, les valeurs courantes et passées de $V(t)$ sont connues de manière certaine tandis que les valeurs futures sont d'espérance mathématique nulle. Toute nouvelle information $V(t+j)$ affectera de ce fait S_t . Ainsi que le note R. Shiller (1981), « la composante stochastique explique que la constance des variables contenues dans la composante fondamentale ne suffit plus pour assurer la constance du cours observé ».

Comme l'ont démontré Blanchard (1979), Blanchard et Watson (1984)..., l'innovation $V(t)$ peut très bien ne pas avoir une distribution stationnaire et être de la forme :

$$\begin{cases} V(t) = \beta \cdot [\alpha(\beta+1)]^{(-1)} \cdot V(t-1) + \mu(t) & \text{avec une probabilité } \alpha \\ V(t) = \mu(t) & \text{avec une probabilité } (1-\alpha) \end{cases} \quad (26)$$

où $E_t[\mu(t+1)/\phi(t)] = 0$

Une solution de l'équation (24) est donnée par (cf. Sargent (1979)) :

$$\pi(t) = \sum_{i=1}^{\infty} [(1+\beta)/\beta]^{(t-i)} \cdot V(i) \quad (27)$$

où (27) représente ce que nous appellerons une *bulle stochastique*.

La solution générale *forward-looking* pour S_t de l'équation (1) s'écrit donc :

$$S_t = \underbrace{\{\alpha - \gamma \cdot r_t - \delta \cdot e_t + \epsilon \cdot p_t + u_t - (1/\beta) \cdot \sum_{i=0}^{\infty} [(1+\beta)/\beta]^{(-i)} [X_{t+i}]\}}_{\text{composante « fondamentale »}} \quad (28)$$

$$+ \underbrace{A \cdot [(1+\beta)/\beta]^t}_{\text{bulle déterministe}} + \underbrace{\sum_{i=1}^{\infty} [(1+\beta)/\beta]^{(t-i)} \cdot V(i)}_{\text{bulle stochastique}}$$

où

$$X_t = \gamma \cdot E(R_t/\phi_t) + \delta \cdot E(E_t/\phi_t) - \epsilon \cdot E(P_t/\phi_t) - E(U_t/\phi_t)$$

Si, à l'aide de (28), on calcule $E(S(t+1)/\phi_t)$, que l'on remplace avec (28) dans (11), on obtient bien le modèle initial (7). On ne peut donc pas a priori ne pas prendre en compte la composante déterministe (bulle déterministe) et la composante stochastique (bulle stochastique). Il s'avère donc impossible, quel que soit l'actif, d'éliminer a priori l'existence de bulles, et donc d'une multiplicité de solutions.

Le problème de la non-unicité de solution est typique des modèles contenant des anticipations rationnelles. Soit on choisit comme règle d'éliminer les solutions instables, ce qui peut paraître abusif d'un point de vue économique (voir sur ce point Burmeister (1980) qui propose une autre solution), soit on établit certaines règles : ainsi Taylor (1977) proposa de conserver la solution qui minimise la variance de la variable concernée. Ce choix étant arbitraire, il est raisonnable de penser que les agents anticipent que le modèle sera en un équilibre stable à une période de temps éloignée : on s'intéresse donc dans ce cas aux *conditions terminales* du modèle, données par la condition suivante, dite de transversalité :

$$\lim \{ A \cdot [(1 + \beta)/\beta]^t + \sum_{i=1}^{\infty} [(1 + \beta)/\beta]^{(t-1) \cdot V(i)} \} = 0 \quad (29)$$

En tendance, le cours de l'or sera donc bien représenté par sa composante fondamentale (CF_t) et il est raisonnable pour les agents d'opérer sur le marché en ayant celle-ci comme point de référence. En effet, tant que la condition de transversalité est vérifiée, nous avons $S_t = CF_t$, ce qui représente de ce fait la seule solution pour S_t de l'équation (7). Il en est ainsi aussi longtemps que la condition (29) tient. Sinon, il existe une infinité de solutions (Taylor (1977), Shiller (1978), Blanchard et Watson (1984),...) pouvant être stochastiques ou déterministes.

Remarquons toutefois que dans le cas où il y aurait une bulle, la condition de transversalité, qui n'est plus vérifiée, s'écrit :

$$\lim \{ A \cdot [(1 + \beta)/\beta]^t + \sum_{i=1}^{\infty} [(1 + \beta)/\beta]^{(t-1) \cdot V(i)} \} = \pm \infty \quad (30)$$

Le signe de la relation (30) dépend de l'observation selon laquelle la bulle est positive ou négative. En réalité, dans les modèles probabilistes, il ne peut y avoir de bulles négatives dans la mesure où cela impose une probabilité non nulle d'avoir un prix négatif (Blanchard et Watson (1984)). Il en est de même a fortiori dans le cas de bulles déterministes.

III- LES RÉSULTATS EMPIRIQUES

Il existe dans la littérature plusieurs manières de tester l'existence éventuelle de bulles :

- soit on analyse la distribution des dividendes et celle des prix (ou encore des rendements excédentaires). En l'absence de bulles, la variance conditionnelle

des dividendes impose une limite supérieure (*upper bound*) à la variance conditionnelle des prix. L'idée est donc que si les prix dépassent cette borne, il y a une bulle (Shiller (1978), Blanchard et Watson (1984)....).

- Soit on étudie les caractéristiques de la série de cours. Ainsi, si celle-ci est stationnaire, il ne peut pas y avoir de bulles. La présence d'un tel phénomène impose donc la non-stationnarité (Diba et Grossman (1983, 1984)). Malheureusement, ce type d'approche comporte deux lacunes importantes :

- tout d'abord, la non-stationnarité implique en fait, soit la non-stationnarité, soit que la composante fondamentale est mal définie. Cela est d'autant plus grave que c'est vraisemblablement sur des marchés (tels que l'or) où la composante fondamentale est difficile à isoler qu'il y a le plus de chances de voir apparaître de tels phénomènes de bulles (Blanchard et Watson (1984)). La non-stationnarité ne signifie donc pas forcément la présence de bulles.

- Par ailleurs, Diba et Grossman reconnaissent eux-mêmes qu'« il n'y a pas de tests véritablement fiables permettant de rejeter, à un seuil de confiance déterminé, l'hypothèse que des séries sont générées par un processus stochastique non stationnaire. On peut donc seulement, par différentes méthodes, avoir une idée sur la question ».

- Soit, enfin, on estime économétriquement les paramètres d'un modèle supposé représenter les fondamentaux du marché (Woo (1984), West (1985)...). La difficulté de ce genre d'exercice est précisément de parvenir à définir le modèle « vrai » de détermination du cours et de montrer la significativité des écarts par rapport aux estimations obtenues⁵.

Pour montrer l'existence éventuelle de bulles sur le marché de l'or au cours du début de l'année 1980, nous allons spécifier et traiter différents tests statistiques et économétriques qui permettront de porter une réponse à la question suivante : le marché a-t-il été caractérisé par une bulle rationnelle ou bien cette envolée de cours est-elle la conséquence de l'évolution de ses fondamentaux ? L'argument sous-jacent à cette étude est double.

En premier lieu, au regard de l'évolution du cours des actifs, et notamment de l'or, il semble que les bulles, si elles apparaissent brutalement, disparaissent également rapidement : l'effondrement du cours n'est pas très éloigné dans le temps. En conséquence, si l'on veut mettre en évidence l'existence éventuelle de ce phénomène, il semble préférable de raisonner en données journalières et non en données mensuelles ou trimestrielles comme l'on fait de nombreuses études s'intéressant aux bulles stochastiques. Malheureusement, nous ne disposons pas de données journalières pour l'ensemble des variables « fondamentales » représentées dans l'équation (28).

5. En réalité, il serait nécessaire de tester non seulement la significativité des écarts existants entre la composante fondamentale et le cours de l'actif, mais également l'hypothèse de rationalité d'anticipations, cette dernière étant une des conditions de la mise en évidence théorique des bulles stochastiques.

Cependant, et c'est là le deuxième argument, la notion de bulle nous semble indissociable de la notion d'efficience du marché. Sera qualifiée de bulle toute envolée de prix n'ayant rien à voir avec les fondamentaux. Sur un marché efficient, la règle est qu'il ne peut y avoir des opportunités anormales de profit pour l'ensemble des agents (notons que la présence de certains opérateurs profitant systématiquement d'un rendement de marché ne signifie pas pour autant que le marché soit inefficent, bien au contraire ; l'existence des *scalpers* sur des marchés tels que les futures de Chicago en est une bonne illustration réelle) ! Cela ne devrait plus être le cas en présence de bulle. En effet, si les agents connaissent le modèle vrai, mais constatent l'évolution des cours et l'apparition de profits anormaux, ils tiennent compte de cela et jouent dans le sens du marché, ce qui vient conforter à son tour l'évolution initiale. Ainsi, pour Blanchard et Watson (1984), « une bulle rationnelle doit, au moins en valeur anticipée, augmenter exponentiellement » (p.88). Construire des tests statistiques à partir de ces constatations et arguments nous permettra, non seulement de raisonner en données journalières, mais également d'obtenir une forme réduite du modèle directement testable.

Si le marché de l'or est efficient à terme, c'est-à-dire si le cours à terme est un bon prédicteur du cours au comptant, l'équation (7) peut s'écrire :

$$S(t) = a + b \cdot F(t, t-1) + U(t) \quad (31)$$

où $F(t, t-1)$ représente le cours à terme de la période $t-1$ pour l'échéance (t) . L'équation (31) représente alors les fondamentaux du marché.

Malheureusement, ces séries de cours à terme comportent un biais systématique : en effet, ce sont plus des cours d'« échéance » que de véritables cours à terme. Ainsi, une opération contractée le premier août à échéance d'août devra être bouclée fin août, dernier délai ; il en est de même pour une transaction contractée le 25 août à même échéance : autrement dit, le « terme » de ces deux opérations est, dans le premier cas, d'un mois, tandis qu'il n'est plus que de six jours pour le second.

Force est alors de reconnaître qu'une forme réduite faisant référence à des cours « à terme », si elle est séduisante en soi, ne peut donner de bons résultats économétriques, ce qui est effectivement confirmé par tous les tests d'efficience à terme « traditionnels » que nous avons effectués sur le marché de l'or, et cela quelle que soit l'année prise en compte.

Pour tester l'existence éventuelle d'une bulle sur le marché de l'or en janvier 1980, nous allons donc nous placer uniquement sur le marché au comptant, après avoir montré initialement que l'hypothèse de marche au hasard est de manière générale et non ambiguë vérifiée sur le marché du métal jaune. L'équation à tester devient donc :

$$S(t) = a + b \cdot S(t-1) + V(t)^6 \quad (32)$$

6. Nous supposons donc, par simple application du théorème de la limite centrale, que le cours au comptant suit une loi de Laplace-Gauss. En réalité, et principalement du fait de l'existence de queues de distribution importantes, il semble que l'hypothèse parétienne corresponde mieux à ce marché (C. Kissas (1986)).

où $S(t)$ représente le cours au comptant de l'or en t .

$S(t-1)$ représente le cours au comptant de l'or en $t-1$.

$V(t)$ représente un bruit blanc.

L'équation (32) représente une marche au hasard, (dans le cas où $a = 0$, $b = 1$ et $a = b - 1 = 0$) ce qui signifie que le meilleur prédicteur du cours au comptant courant n'est autre que le cours au comptant d'hier.

Cette relation, pauvre en apparence, veut surtout dire que la variable intégrant la plus grande quantité d'informations concernant le marché, mais également l'ensemble des paramètres influençant le cours de l'or est le cours précédent lui-même ; en d'autres termes, nul ne peut « battre » le marché : celui-ci est donc efficient.

Si le marché au comptant suit une marche au hasard, l'espérance de gain est égale à l'espérance de perte sur ce marché. Il n'y a donc pas de possibilité de faire des profits systématiques⁷. En conséquence, nous avons :

$$\text{Prob}[\Delta S(t) > 0] = \text{Prob}[\Delta S(t) < 0] = 0,5$$

Soit, encore :

$$E[S(t+1) - S(t)] = 0$$

Le concept de marche au hasard est particulièrement intéressant pour ce qui nous préoccupe : en effet, la vérification d'une telle hypothèse nous permettra de préciser les périodes d'apparition d'une bulle, celle-ci se caractérisant notamment par la présence de profits « anormaux ».

Nous allons dès lors tenter de déceler l'existence éventuelle de telles opportunités de profit durant la période qui nous semble devoir correspondre à une bulle rationnelle. À ce propos, il convient de préciser que le choix de cette période, même s'il peut sembler arbitraire, ne paraît pas discutable au regard du graphique 1. La période sélectionnée est de ce fait l'intervalle de temps allant du 7 décembre 1979 au 20 janvier 1980. Différents tests vont alors être effectués. Le premier visera à montrer dans quelle mesure on peut affirmer l'atypie de cette période particulière ; en d'autres termes, la période de bulle est-elle caractérisée par l'inefficience du marché de l'or ? Y a-t-il eu des opportunités anormales de profit ? Ensuite, il conviendra de déterminer si l'envolée des cours de l'or correspond véritablement à une rupture. Enfin, nous analyserons

7. Les tests de marche au hasard ont également été vérifiés sur les marchés des changes par Meese et Rogoff (1983 a et b) qui montrent que ces modèles ne sont susceptibles de « battre » les modèles « théoriques » de détermination des cours que dans l'hypothèse où l'horizon temporel de prévision est très court. À plus long terme, les modèles de marche au hasard ont cependant un faible pouvoir de prédiction. Ce résultat a toutefois été nuancé par V.S. Somanath (1986). Sur les marchés d'actifs ou de marchandises, on pourra lire avec intérêt les articles de Fama et Blume (1966), de Samuelson (1966) et de Mandelbrot (1966), ainsi que l'ouvrage de P. Cootner (1964).

brèvement les trois sous-périodes (avant, pendant et après la bulle) en termes de rendements moyens.

Test n° 1 : ce test porte sur l'étude des opportunités anormales de profit pour les trois périodes qui nous intéressent (avant, pendant et après l'éventuelle bulle) ; les résultats sont donnés dans le tableau 3⁸.

TABLEAU 3

Période d'analyse	Équation testée $S(t) = a + b \cdot S(t-1) + V(t)$			
	Constante a (écart-type)	Paramètre b (écart-type)	R^2	h de Durbin
Avant la bulle 1/1/79-7/12/79	-1,089 (1,813)	1,0069 (0,00591)	99,2 %	-1,2653289
Pendant la bulle 8/12/79-21/1/80	84,87 (49,28)	0,87931 (0,07681)	84,5 %	0,2770866
Après la bulle 22/1/80-31/12/81	4,073 (3,303)	0,991346 (0,006122)	98,2 %	-2,4370608

Significativité statistique : pour la première et la troisième sous-période, l'ajustement statistique est meilleur que pour la période intermédiaire ; en outre, on voit que la constante a n'est pas significativement différente de zéro (au seuil de confiance de 99 %) ; en outre, le paramètre b est égal à l'unité (au seuil de confiance de 75 % pour la première période et de 84 % pour la deuxième) ; enfin, un test d'hypothèse jointe ne permet pas de rejeter l'idée selon laquelle on a : $a = b - 1 = 0$. En effet, pour la première sous-période, la valeur calculée du F de Fisher nous donne $F_c = 3,9372$ (pour une valeur tabulée de $F(2; 246; 1 \%) = 4,60$), tandis que la deuxième sous-période, nous obtenons une valeur de $F_c = 1,5394$ (pour une valeur tabulée de $F(2; 480; 1 \%) = 4,60$)⁹.

8. Tous les tests ont été effectués sur le 1° fixing de Londres, coté en dollar. Les données statistiques proviennent du quotidien Agéfi (Agence économique et financière).

9. Des tests semblables ont été effectués de 1976 à 1986 et semblent révéler une forte stabilité de cette relation. La forme du test d'hypothèse jointe $a = b - 1 = 0$ s'écrit, pour un modèle du type $Y(t) = a + b \cdot X(t) + U(t)$:

$$F(2; n-2) = [n \cdot \alpha + 2 \cdot n \cdot X \cdot \alpha \cdot (\beta - 1) + \sum X_i^2 \cdot (\beta - 1)] / [2 \cdot \sigma_u^2]$$

où :

- n = nombre d'observations ;
- α = estimation de a ;
- β = estimation de b ;
- \bar{X} = moyenne échantillonnale des X_i ;
- $\sum X_i^2$ = somme des carrés des X_i ;
- σ_u^2 = variance résiduelle estimée.

Pour la formulation générale du test d'hypothèses jointes, on se reportera à J. Johnston (1972), pp. 28-29.

En revanche, pour la période au cours de laquelle il y a présomption de bulle, on doit rejeter ces hypothèses. En effet, la constante a et le paramètre b sont, respectivement, significativement différents de zéro et de l'unité, la valeur calculée du F de Fisher nous donnant $F_c = 16,19$ pour une valeur tabulée de $F(2;27;1\%) = 5,57^{10}$.

Interprétation économique : avant le sept décembre 1979 et après le vingt et un janvier 1980, le marché au comptant de l'or suit une marche au hasard : aucun profit anormal n'était possible au cours de ces deux sous-périodes. En revanche, et il est intéressant de le noter, cela n'est pas le cas au cours de la période intermédiaire pour laquelle l'espérance de gain n'est pas égale à l'espérance de perte : il y a un rendement de marché représenté par la non-nullité de la constante a : il faut donc considérer cette période comme une période atypique, fondamentalement différente des conditions normales qui ont prévalu au cours des dernières années ! Si nous nous référons à ce qui précède concernant les bulles rationnelles, l'existence d'un rendement de marché est une condition nécessaire à la présence d'un tel phénomène : les agents ont intérêt à jouer dans le sens du marché car compte tenu de leur probabilité subjective de retournement de la tendance, ils sont quasiment assurés d'obtenir des profits qui, en période normale, ne doivent pas apparaître.

Notons toutefois que l'existence de profits anormaux ne suffit pas ; encore faut-il qu'ils soient exploités. Pour cela, deux conditions au moins doivent être remplies ; la première concerne la durée de cette anomalie : plus elle est importante et plus il y a de chances que les opérateurs en profitent ; la deuxième a trait au risque : si ces opportunités se traduisent par un risque de position supérieur, c'est-à-dire une volatilité accrue du marché, alors il est probable que les opérateurs ne prendront pas ce risque à leur charge, ce qui garantira l'efficience. Malgré tout, concernant le marché de l'or en 1980, l'envolée des cours témoigne du fait que ces prises de positions eurent effectivement lieu.

Test n° 2 : pour mettre en évidence l'existence éventuelle de bulle, nous allons introduire une variable muette dans le modèle économétrique précédent, et cela pour la période pour laquelle on pense qu'il y a eu un tel phénomène. Cependant le type de variable muette à introduire doit tenir compte du fait qu'une bulle est un écart cumulatif par rapport aux fondamentaux¹¹.

Nous testerons donc le modèle suivant :

$$S(t) = a + b \cdot S(t-1) + c \cdot Z(t) + U(t) \quad (33)$$

avec :

$$Z(t) = p \cdot S(t-1) \quad (34)$$

10. Notons que la troisième sous-période fait état d'une auto corrélation de résidus, ceci étant dû au fait qu'elle intègre l'effondrement de la bulle. En réalité, il faudrait décomposer cette sous période en deux : l'effondrement, puis le retour à la « normale ».

11. Contrairement à Flood et Garber (1980), nous choisirons une variable muette qui modifie le trend (d'où la nécessité d'avoir une seule variable exogène), ce qui correspond mieux à la configuration d'une bulle, et non une variable muette simple qui ne modifie que l'ordonnée à l'origine.

où :

$p = 0$ pour toute la période envisagée, exceptée celle au cours de laquelle on suppose qu'il y a une bulle.

$p = 1$ pour la période d'existence éventuelle d'une bulle.

Ainsi, nous aurons :

Jusqu'au 7/12/1979 et après le 22/1/1980 :

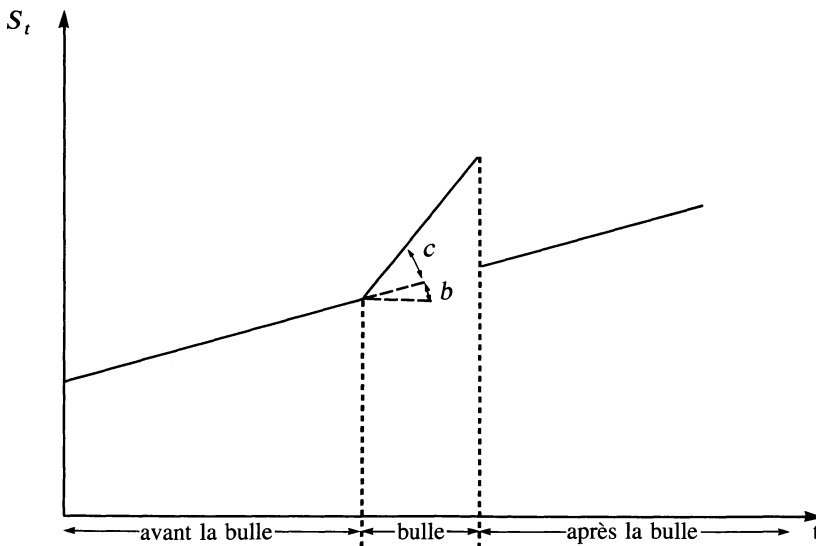
$$S(t) = a + b \cdot S(t-1) + V(t) \quad (35)$$

Du 7/12/1979 au 22/1/1980 :

$$S(t) = a + (b+c) \cdot S(t-1) + V(t) \quad (36)$$

Graphiquement, cela nous donne (voir le graphique 3).

GRAPHIQUE 3
REPRÉSENTATION DU TEST



Ce qui correspond bien à la configuration d'une bulle (voir graphique 2).

Les résultats économétriques sont les suivants :

$$S(t) = 4,277 + 0,990345 \cdot S(t-1) + 0,017133 \cdot Z(t) \quad (37)$$

(1,647) (0,003475) (0,004099)

$$R^2 = 99,1$$

$$h = -1,7953668$$

$$SCR = 128373$$

Les valeurs entre parenthèses désignent des écarts-types.

Au regard de ces résultats, il apparaît de manière non ambiguë que la variable $Z(t)$ est significativement différente de zéro au seuil 1 %. En d'autres termes, il y a bien eu, au cours de la période étudiée, une rupture cumulative de l'évolution du cours de l'or par rapport à sa tendance « normale », habituelle. La configuration graphique représentée par l'équation (37) correspond bien, avec un risque d'erreur inférieur à 1 %, à celui d'une bulle, définie, rappelons-le, comme un écart cumulatif par rapport aux fondamentaux. L'existence d'opportunités anormales de profit (test n° 1) et d'écart cumulatif (test n° 2) vont donc dans le même sens : le marché de l'or a réellement connu un phénomène de bulle rationnelle au cours du mois de janvier 1980. Il reste à montrer que ces opportunités de profit se sont traduites par des espérances positives d'augmentations des cours.

Test n° 3 : en effet, l'hypothèse de marche au hasard vérifiée précédemment implique que :

$$S(t+1) - S(t) = V(t)$$

Soit, encore :

$$E[S(t+1) - S(t)] = 0$$

Durant la période de bulle, l'envolée des cours doit être telle que cette relation ne se vérifie plus, l'écart entre les cours étant sans cesse croissant. En période de bulle, nous devons avoir les relations suivantes :

$$E[S(t+1) - S(t)] > 0$$

$$[S(t+1) - S(t)]/S(t) > 0$$

L'analyse des séries nous indique que ces relations se vérifient aisément.

TABEAU 4

Période	Écart maximal à la hausse	Écart moyen
Avant-bulle	27,10	0,98259
Bulle	85,00	8,51920
Après-bulle	59,00	-0,52899

En premier lieu, nous constatons que le cours de l'or a pratiquement doublé durant cette période, passant de 430,30 à 850 dollars l'once ; soit, en moins d'un mois, l'équivalent de plus de dix années de cotation ! Ensuite, il y a eu trois fois plus de cotations à la hausse que de cotations à la baisse durant cette période atypique ; enfin, les gains journaliers sont, en moyenne, de 8,592 dollars, contre 0,98259 avant la bulle et - 0,5289 après. À ce niveau encore, la période intermédiaire est notoire. Ramarquons que la période qui a suivi la bulle se caractérise par une espérance de gain négative, ce qui traduit bien l'effondrement des cours qui eut lieu dès le 23 janvier 1980.

CONCLUSION

Une analyse fine, en données quotidiennes, permet donc d'affirmer, contrairement aux études précédentes, que le cours de l'once d'or au début de l'année 1980 (plus exactement entre le sept décembre 1979 et le vingt janvier 1980) a connu ce qu'il est convenu d'appeler une *bulle rationnelle* : l'évolution de ce prix s'explique fort bien par le fait qu'à cette période il existait des *opportunités anormales de profit* que les agents, en agissant de manière rationnelle, ont exploité de telle sorte que, *in fine*, les cours se sont envolés ; cela correspond tout à fait aux observations de P.A. Samuelson sur le prix des tulipes en Hollande au 17^e siècle. Il va sans dire que ces phénomènes, soudains et éphémères, ne peuvent être mis en évidence dans des études de long terme, notamment en données mensuelles, et qu'elles s'entendent « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire pour une situation donnée des fondamentales du marché. C'est sans doute la raison pour laquelle il semble ardu, voire illusoire, de tenter de déceler de tels phénomènes pour expliquer la sur ou sous-évaluation d'une monnaie (qui est par définition une situation de long terme). En revanche, les mouvements soudains du change, comme par exemple les vagues spéculatives sur le franc en 1981 ou sur la lire italienne au moment des réajustements monétaires au sein du S.M.E., qui d'ailleurs – comme pour toute bulle ou l'écart n'est pas auto-correcteur – ne peuvent être stoppées que grâce à une intervention extérieure (banque centrale la plupart du temps), semblent bien correspondre à ce schéma.

BIBLIOGRAPHIE

- AKERMAN, J. (1957), « Structures et cycles économiques », P.U.F., Paris, 2 volumes.
- BLANCHARD, O.J. (1979), « Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations », *Economic Letters*, 3, pp. 387-389.
- BLANCHARD, O.J. et M.W. WATSON (1984), « Bulles, anticipations rationnelles et marchés financiers », *Annales de l'I.N.S.E.E.*, n° 54, pp. 79-99, paru initialement dans P. Wachtel (éditeur).
- BORENSZTEIN, E.R. (1987), « Alternative Hypotheses about the Excess Return of Dollar Assets », *I.M.F. Staff Papers*, vol. 34, n° 1, mars, pp. 29-59.

- BROZE, L., GOURRIÉROUX, C. et SZAFARZ, A. (1986), « Bulles spéculatives et transmission d'information sur le marché d'un bien stockable » *L'Actualité Économique*, juin, vol. 62, n° 2, pp. 166 à 184.
- BURMEISTER, E. (1980), « On Some Conceptual Issues in Rational Expectations Modelling », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 12, pp. 800-816.
- COOTNER, P. (1964), *The Random Character of Stock Market Prices*, M.I.T. Press.
- DIBA, B.T. et H.I. Grossman (1983), « Rational Asset Price Bubbles », N.B.E.R. Working Paper n° 1059, janvier.
- DIBA, B.T. et H.I. Grossman (1984), « Rational Bubbles in the Price of Gold », N.B.E.R. Working Paper n° 1300, mars.
- DIBA, B.T. et H.I. Grossman (1986), « The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices », mimeo, décembre, 19 pages.
- DIBA, B.T. et H.I. Grossman (1987), « Rational Inflationary Bubbles », mimeo, février, 18 pages.
- DORNBUSH, R. (1982), « Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates », *Zeitschrift für Wirtschafts und Sozialwissenschaften*, vol. 102, n° 6, pp. 573-599.
- EVANS, G.W. (1986), « A Test for Speculative Bubbles in the Sterling-Dollar Exchange Rates : 1981-1984 », *American Economic Review*, vol. 76, n° 4, septembre, pp. 621-636.
- FAMA, E.F. (1965), « The Behavior of Stock Market Prices », *Journal of Business*, vol. 38, janvier, pp. 34-105.
- FAMA, E.F. et BLUMME, M.E. (1966), « Filter Rules and Stock Market Trading », *Journal of Business*, vol. 39, n° 1, partie 2, supplément, janvier.
- FISHER, I. (1920) *Stabilizing the Dollar : a Plan to Stabilize the General Price Level Without Fixing Individual Prices*, Macmillan Company.
- FLOOD, R.P. et GARBER, P.M. (1980), « Market Fundamentals Versus Price-Level Bubbles : the First Tests », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 4, pp. 745-770.
- FLOOD, R.P. et GARBER, P.M. (1982), *Bubbles, Runs and Gold Monetization*, paru dans P. Wachtel (éditeur).
- FLOOD, R.P. et GARBER, P.M. et SCOTT, L.O. (1984), « Multi Country Tests for Price Level Bubbles », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 8, pp. 329-340.
- FRANKEL, J.A. (1985), « The Dazzling Dollar », *Brookings Papers on Economic Activity*, août.
- FRANKEL, J.A. (1985), « Six Possible Meanings of « Overvaluation » : the 1981-85 Dollar », *Essays in International Finance* n° 159, Princeton University, Princeton, New Jersey, décembre.
- FRANKEL, J.A. et FROOT, K.A. (1986), « Understanding the Dollar in the Eighties : Rates of Return, Risk Premiums, Speculative Bubbles, and Chartists and Fundamentalists », papier présenté à la conférence de Jouy-en-Josas, H.E.C.-I.S.A., Paris, juin.

- FRENKEL, J.A. (éditeur) (1983), *Exchange Rates and International Economics*, University of Chicago Press, Chicago, Illinois.
- GROSSMAN, S. et SHILLER, R. (1981), « The Determinants of the Variability of Stock Market Prices », *American Economic Review*, 71, pp. 222-227.
- HENDERSON, D.W. et SALANT, S.W. (1979), « Market Anticipation of Government Policies and the Price of Gold », *Journal of Political Economy*, vol. 86, n° 4, pp. 627-648.
- ISAAC, A.G. (1986), « Bursting Bubbles : Further Results », *Journal of Monetary Economics*, 17, pp. 425-431.
- JOHNSTON, J. (1972), *Econometric Methods*, McGraw Hill Book Co, New York.
- KINDLEBERGER, C.P. (1978), *Manias, Panics, and Crashes : a History of Financial Crises*, Macmillan Press Ltd, Basic Books, Londres et Basingstoke.
- KISSAS, C. (1986), « Le marché international de l'or : efficience et prévision des cours », C.E.M.A., mimeo, 50 p.
- LEROY, S. et R. PORTER (1981), « The Present-Value Relation : Tests Based on Implied Variance Bounds », *Econometrica*, 49, pp. 555-574.
- MANDELBROT, B. (1966), « Forecast of Future Prices, Unbiased Markets, and « Martingale » Models » *Journal of Business*, vol. 39, n° 1, partie 2, supplément, janvier, pp. 242-255.
- MEESE, R.A. (1986), « Testing for Bubbles in Exchange Markets : a Case of Sparkling Rates ? », *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° , pp.
- MEESE, R.A. et K. ROGOFF (1983a), « Empirical Exchange Rates Models of the Seventies : Do they Fit out of Sample ? », *Journal of International Economics*, février, vol. 14, pp. 3-24.
- MEESE, R.A. et K. ROGOFF (1983b) « The Out-of-sample Failure of Empirical Exchange Rates Models : Sampling Errors or Misspecification ? », paru dans J.A. Frenkel (éditeur).
- OBSTFELD, M. et K. ROGOFF (1986), « Ruling out Divergent Speculative Bubbles », *Journal of Monetary Economics*, vol. 17, pp. 349-362.
- SAMUELSON, P.A. (1958), « An Exact Consumption-loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money », *Journal of Political Economy*, vol. 66, pp. 467-482.
- SAMUELSON, P.A. (1965), « Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly » *Industrial Management Review*, printemps.
- SAMUELSON, P.A. (1967), « Indeterminacy of Development in a Heterogeneous-Capital Model with Constant Saving Propensity », paru dans Shell K. (éditeur) *Essays on the Theory of Optimal Economic Growth*, M.I.T. Press, Cambridge, Mass..
- SARGENT, T.J. (1979), *Macroeconomic Theory*, Academic Press, New York.

- SHILLER, R.J. (1981), « Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends ? », *American Economic Review*, vol. 71, n° 3, juin.
- SHILLER, R.J. (1982), « Stock Market Prices, Interest Rates and the Business Cycle », mimeo.
- SOLOW, R.W. (1974), « The Economics of Resources or the Resources of Economics », *American Economic Review*, mai.
- SUMMERS, L.H. (1986), « Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values », *Journal of Finance*, vol. XII, n° 3, juillet, pp. 591-602.
- TAYLOR, J.B. (1977), « Conditions for Unique Solutions in Stochastic Macroeconomic Models with Rational Expectations », *Econometrica*, vol. 45, n° 6, pp. 1377-1385.
- TIROLE, J. (1982), « On the Possibility of Speculation under Rational Expectations », *Econometrica*, vol. 50, septembre, pp. 1163-1181.
- TIROLE, J. (1983), « Asset Bubbles and Overlapping Generations : a Synthesis », mimeo., Paris, C.E.R.E.S..
- TIROLE, J. (1985), « Asset Bubbles and Overlapping Generations », *Econometrica*, vol. 53, septembre, pp. 1071-1100.
- WACHTEL, P. (éditeur) (1982), *Crises in the Economic and Financial Structure*, Lexington Books.
- WEIL, Ph. (1984), « Confiance et valeur réelle de la monnaie dans une économie à générations imbriquées », Cahier du séminaire d'économétrie, n° 27, pp. 29-48.
- WEST, K.D. (1984), *Speculative Bubbles and Stock Price Volatility*, Princeton University Financial Research Memorandum n° 54.
- WEST, K.D. (1986), « A Specification Test for Speculative Bubbles », Working Papers in Economics E-86-35, Hoover Institution, Stanford University, juillet.
- WOO, W.T. (1984), *Speculative Bubbles in the Foreign Exchange Markets*, Brookings Discussion Papers in International Economics n° 13, The Brookings Institution, mars.
- WOO, W.T. (1987), « Some Evidence of Speculative Bubbles in the Foreign Exchange Markets », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 19, n° 4, novembre.